		стичесі нее зада		етс	оды в би	ЮИН	фор	мати	ке						
	 Дедлайн 17 марта 23:59. Выполненную работу нужно отправить на почту mipt.stats@yandex.ru, указав тему письма "[smb] Фамилия Имя – задание 1". Квадратные скобки обязательны. Если письмо дошло, придет ответ от автоответчика. Прислать нужно ноутбук и его pdf-версию (без архивов). Для выполнения задания используйте этот ноутбук в качествие основы, ничего не удаляя из него. Никакой код из данного задания при проверке запускаться не будет. 														
	Теоретическая часть (15 баллов) Каждая задача стоит 5 баллов. Задача 1. Дана выборка X_1,\ldots,X_n из нормального распределения $\mathcal{N}(a,\sigma^2)$. Найдите оценку максимального правдоподобия параметра $\theta=(a,\sigma)$. Задача 2. Дана выборка X_1,\ldots,X_n из категориального распределения, то есть распределение на множестве $\{a_1,\ldots,a_k\}$, причем $P(X_i=a_j)=p_j$. Найдите оценку максимального правдоподобия параметра $\theta=(p_1,\ldots,p_k)$.														
	Задача 2. Д причем Р(<i>X</i> Задача 3. Д	ана выборка $K_i=a_j)=p_j$	$_{j}$. Найдите X_{1},\ldots,X_{j}	оцеі ζ_n из	нку максимальн	ого пра	вдоподоб	ия парам	иетра ($ heta=(p_1,\dots$	$,p_{k}).$				
	$oldsymbol{3}$ адача $X=(X_1,,p_i(X, heta)=$	$\left(\ldots, X_n ight) \ rac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} e^{-rac{(x_i-a)^2}{2\sigma^2}}$													
		v	$a \ln \sigma - \sum_{i=1}^{n}$	$\frac{(x_i-}{2\sigma}$	$rac{a)^2}{2}$ - непр. диф.	по a , σ	->0								
	$\frac{\partial \ln L(X,\theta)}{\partial \sigma} =$	$i=1$ = $-rac{n}{\sigma}+rac{\sum\limits_{i=1}^{n}(x_{i})}{\sigma}$ олож. опреде	$\frac{-a)^2}{3} = 0 =$	$\Rightarrow \sigma^2$	$a=rac{\sum\limits_{i=1}^{n}(x_i-a)^2}{n}=$	$\overline{(x-a)}$	$\overline{y^2} = (x -$	$(-\overline{x})^2 = \overline{x}$	$\overline{x^2-2}$	$\overline{x\overline{x}+\overline{x}^2}=$	$=\overline{x^2}-1$	\overline{x}^2 , т. \Box	к. $\overline{x\overline{x}}=\overline{x}^2$		
	$\frac{\partial^2 \ln L(X,\theta)}{\partial a \partial \sigma} = \frac{\partial^2 \ln L(X,\theta)}{\partial \sigma^2} = \frac{\partial^2 \ln L(X,\theta)}{\partial$	$=0$ при выбр $=-2n\sigma^2<0$	0	$\sqrt{\overline{x^2}}$	$\overline{x-\overline{x}^2}$ - действи	тельно	оценки м	аксималь	ъного г	правдоподо	бия				
	$oldsymbol{3}$ адача $\sum_{j=1}^k p_j = 1$														
		$=\sum_{i=1}^n\sum_{j=1}^kI\{x$	$a_i=a_j\}\ln$	$p_j =$	$=\sum_{j=1}^k \#\{x_i x_i=$	$\{a_j\}\ln g$	$p_j o egin{array}{c} p_j & o & \mathbf{m} \ p_j : \sum\limits_{j=1}^k p_j & o & \mathbf{m} \end{array}$	$\max_{\sum_{j=1}^{k}p_{j}=1},\sum_{j=1}^{k}$	$rac{1}{4} \# \{x_i$	$ x_i=a_j\}$:	= n				
	Для $j=\overline{1,.}$ Чтобы добит	гься равенств	$rac{\partial \ln L(X, heta)}{\partial p_j}$ ва всех эти	х про	$rac{\#\{x_i x_i=a_j\}}{p_j} - rac{\#\{x_i x_i=a_j\}}{1}$ Оизводных нулю	$j{=}1$					ений не	эт, т.к.	соотношен	ия	
		бия			оованы) и будут стоять -	$-rac{\#\{x_i x_i}{p_j^2}$	$\stackrel{=a_j\}}{=} = -$	$-rac{1}{p_j}$, так ч	то это	действител	іьно ма	иксиму	/м функции		
		.—1	$-n heta-\sum\limits_{i=1}^n$	_	;! - непр. диф по	heta при	heta>0								
	$\frac{\partial^2 \ln L(X,\theta)}{\partial \theta^2} =$	$=-rac{n^2}{\sum\limits_{i=1}^n x_i} < 0$) (т.к. $x_i \geq$	0)	$-=x\geq 0$ иы 0, но тогда \ln	L(X, heta	$\theta)=-n heta$	и получа	ается т	от же ответ	; макси	малы	ность $ heta$ в ну	ле	
	Сначала им	еская част портируем не 1 имя_библи Віо устанавл	екоторые б иотеки	библи	отеки. Если нек	оторые	из них не	установ	лены,	установите	их ком	андой	á		
In [1]:	import pan import num import mat from Bio i %matplotli	py as np plotlib.pyp mport SeqIC b inline	plot as p				Du Gu								
In [2]:	данные об э экспрессию последовате современно	жспрессии ге генов более ельности энха й биоинформ .s = pd.read	нов с сайта чем 50 тка ансеров по матики. d_csv('GT: sep=	a gte ней (эзвон Ех_g '\t'	о приведенного xportal.org, General.org, General.org, General изучения. Тема изучене_reads.tru	otype-Ti ов, а та ичения и	ssue Expr к же их ге и предска	ession енотип. Д	публи ругой ,	чного атлас датасет сод	а эксп _і цержит	оесси даннь	генов, соде ые о	ржащим	
In [3]:	samples_an	notation = на начало та	pd.read_	csv(.fasta", "fas 'samples_anno ep=' \t ')		.tsv',								
Out[3]:	Name ENSG00000237613.2 Description FAM138A GTEX- 1117F- 0226-SM-			ENS	SG00000183114 M43B	_	G0000006	2 60718.14			F	## A ##			
	5GZZ7 GTEX- 111CU- 1826-SM- 5GZYN GTEX- 111FC-			43		52	52		2			1869 2			
<pre>In [4]: Out[4]:</pre>	0226-SM- 5N9B8 samples_an	1 motation.he	1	93 ER	SMPTHNTS	140	SMTS	s	4 MTSD	SMUBRID		12268 ISCH	SMTSPAX	Sh	
	GTEX- 1117F- 0 0226- SM- 5GZZ7 GTEX- 1117F-	0.0	B1	2	2 pieces, ~15% ressel stroma, ep delineated 2 pieces, !5% ibrous	6.8	Adipose Tissue	Adipose Subcuta Muscle -	neous	0002190	1214.0	0	1125.0	14!	
	1 0426- SM- 5EGHI GTEX- 1117F- 2 0526- SM-	0.0	B1 B1	c ti	connective issue, delin 2 pieces, clean,	8.0	Muscle Blood Vessel	Skeletal Artery -		00011907	1221.0		1120.0	13:	
	5EGHJ GTEX- 1117F- 3 0626- SM- 5N9CS GTEX-	1.0	B1	2 4 fa	2 pieces, up to	6.9	Blood Vessel	Artery - Coronar	у	0001621	1243.0)	1098.0	15:	
	SM- 5GIEN 5 rows × 63 o		B1	а	2 pieces, no abnormalities ойте общую гис	6.3	Heart	Heart - A	age	0006631	1244.0		1097.0	13!	
In [5]:	SAMPID, пре образцов SA На какое рас а = gene_c	дставленных мрір) и столю	в samples бец, где De похожа ги "Descript	s_anrescri	notation. Для э iption==FAM129 рамма?] == "FAM129A	того вы(ДА.							_	•	
In [6]:	<pre>for sampid h.appe results =</pre>	in samples and (gene_coulist (map (fl	unts[ind]		"SAMPID"]:	1									
	4000 - 3000 - 2000 -														
	Распределе	ние похоже н	на экспонеі		льное, $p(x, heta)$ =					метром $ heta$. Һ	łайдитє	е оцен	нку максима	ильного	
In [47]:	правдоподо Чему она ра	бия этого пар вна? Решите sults) ean (results) 0e-8 e-3	раметра, п е данную за	остро	оив график лога у теоретически и	рифмич	ческой фу								
	-120000 - -140000 - -160000 -			_											
	-180000 - -200000 - -220000 0	.0000 0.0002		0. heta	0006 0.0008	0.0010									
In [29]:	print("the theta = 9. $L(x, heta) = \prod_{i=1}^{n}$	eta = " + st $96599999999999999999999999999999999999$	99999e-05		+- " + str(dx 9.9999e-09))									
	$\ln L(x, heta)=rac{\partial \ln L}{\partial x}=rac{n}{ heta}$ $\hat{ heta}=rac{1}{ar{x}}$	n	$\sum_{i=1}^n x_i$												
	1/np.mean(3424018e-05 оценки совпа,	5	тьшо ї	й точностью, чтс	может	указыват	ь на прав	вильно	сть гипотез	ы о вид	qe pac	пределения	я (но не	
In [42]:	apтерии бол value_coun print("Tot print("Art	ышеберцовой ts(),вызван ally tissue ery — Tibia	й кости (Ar ный у стол es " + st al " + st	rtery юца r(le r(sa	en(samples_ann umples_annotat	erкoro (otatio ion["S	Lung)? П р n["SMTSD MTSD"].v	ои выпол o"].valu value_co	нении e_cou unts(задания мо nts())))).loc["Art	жет по	МОЧЬ	метод	ов из	
In [73]:	: print("Totally tissues " + str(len(samples_annotation["SMTSD"].value_counts()))) print("Artery - Tibial " + str(samples_annotation["SMTSD"].value_counts().loc["Artery - Tibial"])) print("Lung " + str(samples_annotation["SMTSD"].value_counts().loc["Lung"])) Totally tissues 53 Artery - Tibial 441 Lung 427 2.2. Постройте гистограммы отдельно для артерии и легкого. Что можно о них сказать?														
	20.0 - 17.5 - 15.0 - 12.5 - 10.0 - 7.5 - 5.0 -														
In [74]:	<pre>ind_art = data_art = for el in data_a</pre>	lung.index [] ind_art:	[art == T samples_a	rue]	== "Arterytolist())							
	plt.show() 30 - 25 - 20 -														
	10 -	6	7 8		9 10										
In [75]:	Для таких зн	аем теорети	чески, что	heta=0те 1 $ heta$	более похожи н (a,σ) и $\hat{a}=\overline{x}, \hat{\sigma}$ отдельно для де	$\hat{\sigma}^2 = \overline{(x^2 + 1)^2}$	$(\overline{x}-\overline{x})^2$	емых выц	ле ткан	іей. Что о н	их мож	сно ска	азать?		
	<pre>for el in s += (sigma_lung print("Lun mean_art = s = 0 for el in</pre>	<pre>el - mean_l g = np.sqrt g: a = {a}, s np.mean(da data_art:</pre>	(s/n) , sigma = ata_art)	{si	.gma}".format(a=mean	_lung, s	:igma=si	gma_l	ung))					
	<pre>sigma_art print("Art Lung: a = Artery: a</pre>	7.340281030 = 7.3167800 распределен	s/n) a}, sigma 044, sigma 04535, sid	a = gma	sigma}".forma 0.17900285786 = 0.146997042 очень похожие,	6 016			_		характ	ера эн	кспрессии э	того	
In [81]: Out[81]:	ткани наибо	льшая экспре	есиия? Дог	1. вог	і́дите экспресси прос (биология)							чем в	легких? В к	акой	
	2.5 –			Gene	e expression f	for FAM	И129А (ENSG0	0000	135842.12	2)				
	2.0 - (1.5 -		0		•					0	0				
	1.0			Arten	,						ung			- -	
	областя (сам рода данных	мые нижние в х и потому ра	нной для са з артерии н	айта ниже	тів _{іа)} выборке экспре верхних в легки й мы не видим					выше, чем в	легких				
In [80]: Out[80]:	Image ("2.p	eng")	Gend	е ехр	pression for FA	M129A °	(ENSG0	000013	5842.1	L2)					
	2.0 - (T+WdL)0160l 1.5 -	600 600							O- 00-	0 0	0 0-0				
		- SP SO PHORE			SUSTIFICATION STATES OF THE SUSTIFICATION OF THE SU	Supplied The Suppl	Tansformed Sous	FEFFERENCE STORY	ing Soing	-vis childrand condition of the conditio	-ÚÍŠ		TEPENEYEYS TEPENEYEYS TEPENEYEYS	h _{ere}	
	Экспрессиру ретикулума <u>184974550</u> 3.0. Посчита	уемый белок <u>http://www.en</u> ийте таблицу	влияет на sembl.org/l	регу. Hom o	и пищеводе, хот ляцию трансляц о_sapiens/Gene/	ии, фос Ontolog рвых 10	сфорилир <u>jies/biolog</u>) последо	оование и ical_proc	и отвеч ess?g: остей, г	нает на энди <u>=ENSG0000</u> представле	оплазм 1013584 нных в	атиче <u>42;r=1</u> recor	ский стресс :184790724 rds, и получ	-	
In [135]:	caмым матр seq.lower. N = 10 freq = np. d = {0:"a" k = 0 for s in r		числовых I вол'). , dtype= :"g", 3:"	посл "int	едовательносте								_		
	fr k += 1 print(freq [[431 43 [532 39 [380 31 [303 28	req[k][i] = 6 708 715 9 501 478 8 452 470 2 657 558	str(s.se	q).l	ower().count(d[i])									
	[1412 151 [1124 92 [338 41 [200 33 [807 87	2 554 574 0 2746 2632 9 1330 1317 2 728 882 2 274 264 4 896 933 я вам понадо	2] 7] 2] 4]	e											
	3.1. Посчита части задани est = np.z	и ((obsvd – ийте оценку м ия. Вы должн deros(4, dty	exptd) ** паксимальны получит	ного і ь 4 чі	exptd).sum() правдоподобия исла.	каждого) нуклеоті	ида. Пом	0ЧЬ В З	том может	задача	. 2 из т	георетическ	хой	
4 - 4	for i in rest[i] print("ATG print(est) ATGC [0.1986680	<pre>ange(4):</pre>	freq[:,i])/fl 1749	oat(np.sum(fr 0.30133197] (математическо		ўниь,	дого	nen-	а при	ыXг	оят.	стях		
In [151]:	<pre>avg = est* print("For avg_all = for i in r for j av</pre>	<pre>inp.sum(free all sequer np.zeros((N): ange(N): in range(4) rg_all[i,j]</pre>	q) nces a N,4), dty : = est[j]	}".f pe=" * n	format(a=avg))		<i>-,</i> каж _,	<i>э</i> нукл	лид	, данні	ьеро	00h.			
	For all se [5817. 579 Every sequ [454.949 [379.455 [321.842 [357.602 [341.709	quences 4. 8846. 88 ence 79508 453. 94262 377. 21311 320. 45902 356. 01639 340.	323.] .15095628 .95560109 .56967213 .18852459 .3579235	69 57 48 54 51	1.84904372 6 7.04439891 5 9.43032787 4 3.81147541 5 9.6420765 5	75.544 88.157 42.397 18.290	05738] 78689] 54098] 98361]								
	[1648.944 [933.739 [468.856 [212.574 [697.324 3.3. Сгенери правдоподо	67213 1642. 7541 930. 55738 467. 79508 211. 79508 694. ируйте случай бия. Для гене	. 42486339 . 04781421 . 00273224 . 73428962 . 56762295 йную матри	250 141 71 32 106 ицу 4	7.57513661 25 9.95218579 14 2.99726776 7 3.26571038 3 0.43237705 10 кх10, используя	01.055 16.260 11.143 22.425 57.675 получен ей scip	32787] 2459] 44262] 20492] 20492]] иный ране	.multino	omial.	rvs. Вы до	лжны п	олучи	ть матрицу		
In [178]:	from scipy total = np sluch = np for i in r total[OBOE ЧИСЛО Н c.stats impo c.zeros(N, co c.zeros((N, cange(10): i] = np.sum	ort multidtype="fl 4), dtyp	nomi oat" e="f	а каждой сгенеры al bloat")							-			
	sluch[print(sluce [[461. 4 [376. 4 [315. 3 [374. 3 [346. 3 [1669. 16	i] = multir 58. 669. 02. 584. 05. 497. 95. 505. 41. 537. 16. 2544. 2	702.] 548.] 503.] 526.] 496.]		tal[i],est)										
	[953. 9 [454. 4 [187. 2 [745. 6 3.4. Сгенери	28. 1414. 1 71. 707. 14. 342. 70. 1059. 1 пруйте такую ункции stat	. 1405.] 728.] 327.] 1036.]] матрицу 5	йте г	оаз. Для каждой истограмму и от вязь с проверкоі	метьте	значение	этой ста	тистик						
In [181]:	<pre>st = [] for j in r for i to sl st.app</pre>	range(5000): in range(10 tal[i] = ng uch[i] = mo eend(stat(s)	: p.sum(frealtinomia	q[i, l.rv	:]) rs(total[i],es										
ın [194]:	-	(sluch, fred et, bins=100 e(inp, color)												
	100 - 80 - 60 - 40 - 20 -			_											
	о́ Видим, что и		ные лежат	т знач	00 500 чительно дальш потезе, что расп										